



L'ASSUBILITÉ DE LA GARANTIE INDEMNITAIRE DU RISQUE DÉPENDANCE

Sebastien Nouet, Manuel Plisson

► To cite this version:

Sebastien Nouet, Manuel Plisson. L'ASSUBILITÉ DE LA GARANTIE INDEMNITAIRE DU RISQUE DÉPENDANCE. *Revue Risques - Les cahiers de l'assurance*, 2007, 71, pp.131. halshs-00653452

HAL Id: halshs-00653452

<https://shs.hal.science/halshs-00653452>

Submitted on 19 Dec 2011

HAL is a multi-disciplinary open access archive for the deposit and dissemination of scientific research documents, whether they are published or not. The documents may come from teaching and research institutions in France or abroad, or from public or private research centers.

L'archive ouverte pluridisciplinaire **HAL**, est destinée au dépôt et à la diffusion de documents scientifiques de niveau recherche, publiés ou non, émanant des établissements d'enseignement et de recherche français ou étrangers, des laboratoires publics ou privés.

L'assurabilité de la garantie indemnitaire du risque dépendance

Sébastien Nouet

Attaché d'enseignement et de recherche en mathématiques appliquées

Université Paris IX Dauphine

Ceremade, Centre de recherche en mathématiques de la décision

Manuel Plisson

Attaché d'enseignement et de recherche en économie

Université Paris IX Dauphine

Crea-Cereg, Centre de recherche en économie de l'assurance

Centre de recherches sur la gestion

De nombreux travaux de chercheurs américains ont essayé d'expliquer le faible développement du marché de l'assurance dépendance aux États-Unis. Parmi eux, David Cutler l'explique comme une conséquence indirecte de la difficile assurabilité du risque dépendance du fait de la grande incertitude intertemporelle dans le coût des soins de long terme prodigués à la personne dépendante.

Contrairement au risque présent au sein d'une population à une date fixée (*cross section use*), le risque relatif à l'évolution du coût des soins dans le temps affecte chaque individu appartenant au groupe considéré et ne peut pas être diversifié à l'intérieur d'une cohorte, c'est-à-dire à l'intérieur d'une génération d'assurés. De plus, lorsque les coûts sont imprévisibles à long terme, Cutler montre par une formalisation statistique simple que ce problème ne peut être contourné en essayant

de diversifier le risque entre les différentes cohortes, à cause de la forte corrélation induite des coûts dans le temps. Par conséquent, les assureurs proposent aux États-Unis des contrats d'assurance qui ne couvrent pas l'intégralité des soins. Ces contrats alternatifs n'offrant pas une couverture complète ou couverture indemnitaire expliqueraient l'échec de l'assurance dépendance. Cutler (1993) explique que les individus ne sont pas incités à y souscrire, les considérant comme peu attractifs (Pauly, 1990).

Or, il se trouve que le marché français, lui aussi basé sur des produits alternatifs – alternatifs à l'approche indemnitaire et donc n'offrant pas de couverture complète –, a connu un développement raisonnable de l'assurance dépendance d'autant plus que, dans le même temps, le montant de l'aide sociale consacrée à ce risque a fortement progressé. Le dynamisme de l'assurance

dépendance est sensiblement différent des deux côtés de l'Atlantique. La proposition de produits alternatifs par l'assureur ne peut donc constituer la seule cause du faible développement du marché. Il se cache vraisemblablement, en complément, des raisons fiscales derrière ce constat. En effet, en France, la fiscalité encourage la souscription des produits dépendance sans effet de substitution entre assurances privée et publique, contrairement à ce qui est observé aux États-Unis (Scanlon, 1992).

En France et aux États-Unis, les produits alternatifs ne sont pas toujours identiques. En effet, en France, seule l'approche forfaitaire est proposée : elle correspond au versement d'une rente en cas de sinistre dont le montant est fixé dès la souscription du contrat. Cette approche neutralise le problème de la prévisibilité du coût. Aux États-Unis, les assureurs proposent

aussi des produits basés sur l'approche pseudo-indemnitaire ; il s'agit ici de rembourser des soins en fixant une limite de remboursement. Nous cherchons dans cette étude à savoir si le risque dépendance présente moins de difficulté d'assurabilité en France qu'aux États-Unis.

Deux variantes d'approches pseudo-indemnitaires sont possibles : une première basée sur une limitation dans le temps de la prise en charge de la personne dépendante et une seconde qui s'appuie sur la présence de plafonds de remboursements. Ces deux variantes existent aux États-Unis. Pour des raisons juridiques, la première est impossible à développer en France. La seconde, basée sur la notion de plafonds, est en partie responsable du faible développement de l'assurance dépendance aux États-Unis, voire en partie responsable de son échec commercial.

En effet, elle est perçue comme injuste et peu commerciale par le consommateur américain, même si elle est possible d'un point de vue actuariel (Cutler, 1993 ; Pauly, 1990). Notons que, aux États-Unis, l'approche forfaitaire est moins fréquemment proposée par les sociétés d'assurances car les Américains s'assurent essentiellement contre la dépendance très lourde, prise en charge en institution, et donc sont plus enclins à se tourner,

lorsqu'ils se sentent concernés, vers un type d'approche non forfaitaire donc pseudo-indemnitaire – l'indemnitaire totale étant absente aux États-Unis à cause des faillites qu'elle a engendrées dans le passé.

En résumé, aux États-Unis, le consommateur américain se voit proposer dans la majorité des cas des produits basés sur l'approche pseudo-indemnitaire. Celui-ci refuse souvent ce type de produit en partie à cause de son caractère qu'il juge restrictif et peu commercial, et aussi peu incitatif sur le plan fiscal ; alors qu'à l'inverse, en France, la fiscalité encourage la souscription des produits dépendance, sans effet de substitution entre assurance privée et publique. Par conséquent, cette approche pseudo-indemnitaire aurait peu de chance de réussir en France si elle était mise sur le marché ; en effet, les comportements français de consommation sont beaucoup plus prudents – voire réticents – que ceux du consommateur américain en ce qui concerne la souscription des produits à fonds perdus, un échec commercial d'un produit à fonds perdus dans un pays anglo-saxon impliquant selon toute probabilité un échec commercial dans un pays latin.

Dans ces conditions, l'approche pseudo-indemnitaire ne sera pas abordée dans le cadre du marché français de la dépendance. Ce marché

ne peut être abordé que sous deux aspects : l'approche indemnitaire totale et l'approche forfaitaire.

Dans cet article, nous nous interrogeons sur l'assurabilité de l'approche indemnitaire du risque de dépendance au niveau du marché français en étudiant la prévisibilité du coût d'une personne dépendante à long terme. Ensuite, nous étudierons l'évolution du coût d'une personne dépendante sur du moyen terme, ainsi que les capacités de financement du dépendant à cet horizon.

■ Analyse du coût de la dépendance

Déterminer l'assurabilité de l'approche indemnitaire du risque dépendance revient à étudier la prévisibilité de sa composante « coût de sinistre » et de sa composante « fréquence de sinistres ». Pour étudier la prévisibilité de sa composante « coût de sinistre », il est nécessaire et suffisant, d'après les propriétés économétriques relatives aux séries temporelles, de connaître la présence ou l'absence d'une racine unité ($\rho = 1$) (Gouriéroux, Monfort, 1996) dans ce processus « coût de sinistre », reflétant le coût d'une personne dépendante. On va ainsi considérer un modèle économétrique avec la présence éventuelle d'une tendance qui se présente sous la forme :

$$C_t = \alpha + \rho * C_{t-1} + \beta * t + \delta_1 * \Delta(C_{t-1}) + + \delta_p * \Delta(C_{t-p}) + \eta_t$$

Ici C_{t+k} désigne le coût d'une personne dépendante à l'horizon $t+k$ et $\Delta C_t = C_t - C_{t-1}$. On a introduit des retards au nombre de p dans la partie gauche de l'équation afin de contourner le problème éventuel de l'autocorrélation des résidus η_t (Hamilton, 1994), sinon le diagnostic de la présence d'une racine unité pourrait être faussé. On va rechercher le nombre optimal p de retards afin d'obtenir une corrélation nulle au niveau des résidus.

Le choix du nombre de retards optimal maximal sera égal à 3 et donc p sera compris entre 0 et 3. En effet, il est difficile de considérer que la valeur d'une variable économique ou assurantielle à l'instant t puisse dépendre explicitement de ses valeurs aux instants antérieurs à $t-3$. Quatre choix sont alors possibles pour le nombre de retards optimal, $p=3$, $p=2$, $p=1$, ou $p=0$. Pour déterminer ce nombre optimal, on part de $p=3$ et on procède par élimination progressive en fonction de la significativité du dernier retard, par exemple si le troisième *delta* n'est pas significatif on réestime le modèle en choisissant $p_{\max}=2$. Si un deuxième et dernier retard significatif est obtenu, on choisit alors comme nombre de retards optimal $p=2$.

Les séries testées dans cette étude ont respectivement une taille égale à 20 et 41 observations.

Deux familles de modèles sont ajustables à la variable coût, les modèles avec racine unité, c'est-à-dire avec ($\rho=1$), ou bien les modèles où les coûts sont stationnaires autour d'une tendance constante avec ($\rho < 1$) de pente éventuellement nulle. Dans ce deuxième cas, il y aurait moins d'incertitude pour les assureurs sur les coûts futurs qui se stabiliseraient avec un horizon

éloigné, horizon à partir duquel en général la sinistralité d'un risque long se déclare.

Dans la première famille, l'incertitude sur les coûts futurs augmente au fur et à mesure que l'horizon temporel s'allonge. Dans la seconde famille, la seule source de risque réside dans la divergence entre le coût et la tendance qui devient alors stable et peu importante à long terme.

Afin de connaître le type de modèle qui ajuste le mieux la variable coût, stationnaire en différence ou stationnaire autour d'une tendance constante, on va utiliser la stratégie de Dickey-Fuller. Cette stratégie nous permet d'accepter ou de rejeter ($\rho=1$) avec une constante ou une pente qui peut être significativement égale à 0.

Deux séries relatives à l'évolution du coût d'une personne dépendante nous sont fournies par une association spécialisée dans la prise en charge des personnes dépendantes, *Les Amis* : la première des deux séries représentent des prix par personne et par heure non corrigés de l'inflation. Dans ce cas particulier, la notion de « prix » approxime bien la notion de coût car *Les Amis* est en fait une association à but non lucratif. La seconde série représente le salaire net horaire reversé par cette association à une aide à domicile débutante.

Les deux variables citées précédemment ont été retenues en raison de leur représentativité en termes d'évolution du coût de la prise en charge d'une personne dépendante. Ces soins paramédicaux dispensés dans la prise en charge de la dépendance aident les

personnes peu valides ou invalides dans l'accomplissement de leurs actes de la vie quotidienne et ne contiennent pas de prise en charge médicalisée appuyée, c'est-à-dire qu'il n'y a pas d'actes de chirurgie, ni d'examen de type scanner, IRM, radioscopie...

◆ La variable « prise en charge à domicile par une association spécialisée »

L'association *Les Amis* est spécialisée dans la prise en charge à domicile des personnes dépendantes. Son rôle est, moyennant le paiement d'un tarif horaire, de fournir des soins à domicile pour les personnes ayant perdu partiellement, voire totalement, leur autonomie. Ce tarif horaire payé par le dépendant ou son tuteur se décompose en plusieurs sous-catégories : salaires, charges sociales et exonérations.

Il s'agit du tarif horaire facturé au client pour la prise en charge à domicile. Ce tarif exprimé en euros n'est pas corrigé de l'inflation. Les observations semestrielles sont comprises entre 1986 et le premier semestre 2006 inclus, soit au total 41 observations.

L'association *Les Amis* (à but non lucratif) tarifie donc au coût horaire réel de la prise en charge d'une personne dépendante. Ce tarif semestriel est le résultat de négociations entre l'assurance maladie et l'association : l'association doit adapter le niveau des prestations fournies au tarif négocié, intégrant les exonérations, qui sera effectivement facturé.

Afin de travailler avec une série de valeurs homogènes et comparables, il convient tout d'abord d'effectuer un ensemble de retraitements relatifs aux différents types d'exonérations de

charges induites par les décisions gouvernementales successives. Ainsi, on a redressé ou retraité les tarifs facturés par l'association pour obtenir une série homogène de tarifs au cours du temps depuis 1986, tels qu'ils auraient été si l'association n'avait jamais bénéficié d'exonérations.

Le premier type d'exonération concerne les cotisations familiales. La directive Balladur a institué une exonération de 5 % des cotisations assises sur le salaire brut attribué à l'aide soignante, à partir du 1er juillet 1993 jusqu'au 1er juillet 1996. Ces 5 % du salaire brut correspondent à 3,39 % du tarif facturé par l'association. En effet, le salaire brut représentant 67,8 % du tarif, le montant de l'exonération est donc égal à $0,05 \times 0,678$ du tarif, soit 3,39 % du tarif pratiqué. Ainsi, le tarif après exonération correspond à 96,61 % du tarif initial. Par conséquent, le premier redressement se traduit par une application d'un coefficient multiplicateur égal à : $1/96,61 \%$, soit 1,0351, sur chacun des tarifs pratiqués du second semestre 1993 jusqu'au premier semestre 1996 inclus.

Le deuxième type d'exonération concerne les charges sociales sur les bas salaires, du second semestre 1996 au second semestre 1998 inclus. L'association a bénéficié de l'exonération de charges sociales à hauteur de 10 % du salaire brut, ce qui correspond à 6,78 % du tarif facturé. Ainsi, le tarif après déduction correspond à 93,22 % du tarif initial. Par conséquent, ce second redressement se traduit par l'application d'un coefficient multiplicateur égal à $1/93,22 \%$, soit 1,0727, sur chacun des tarifs pratiqués du second semestre

1996 au second semestre 1998 inclus. Le troisième type d'exonération concerne les charges de Sécurité sociale d'un montant voisin de 3,5 euros. Cela amène l'association à pratiquer, au premier semestre 2006, un tarif égal à 16,68 euros au lieu de 20,12 euros. Cette exonération a cours depuis le premier semestre 1999 jusqu'au premier semestre 2006 inclus. Ainsi, sur cette période, le coefficient multiplicateur est égal à $20,12/16,68$ soit 1,2062.

En résumé, sur la période débutant au premier semestre 1993 jusqu'à aujourd'hui, seront effectués trois redressements successifs de même nature, correspondant pour chacun d'entre eux à des exonérations de charges sociales. Du second semestre 1993 au premier semestre 1996 inclus, on applique un coefficient multiplicatif au tarif pratiqué, égal à 1,0351 (charges familiales) ; puis du second semestre 1996 au second semestre 1998 inclus, un coefficient multiplicatif au tarif pratiqué égal à 1,0727 (charges sur les bas salaires). Ensuite, à compter du premier semestre 1999 jusqu'au premier semestre 2006 inclus, est appliqué un coefficient multiplicatif au tarif pratiqué, égal à 1,2062.

Parallèlement aux exonérations de charges sociales, les exonérations des charges de transport acquises grâce au paiement de l'abonnement Uniops (Union nationale interfédérale des œuvres privées sanitaires et sociales) par la caisse de Sécurité sociale, du premier semestre 1990 au premier semestre 1995 inclus, correspondent à 2,20 % du salaire brut. Un calcul similaire relatif au premier type d'exonération permet d'effectuer un

redressement par application d'un coefficient multiplicateur égal à 1,015. À compter du second semestre 1995 jusqu'au premier semestre 2000 inclus, ces charges correspondent à 2,40 % du salaire brut, le coefficient multiplicateur est alors égal à 1,016. Du second semestre 2000 au premier semestre 2006 inclus, elles correspondent à 2,60 % du salaire brut, le coefficient multiplicateur est égal à 1,018 dans ce cas.

Parallèlement à ces deux catégories d'exonérations, des subventions sont attribuées par la mairie de Paris. La subvention, versée depuis le second semestre 1990 jusqu'à ce jour, est égale à 25 centimes d'euros sur les 16,68 euros du tarif pratiqué au premier semestre 2006. Elle correspond ainsi à 1,5 % du tarif de chacune des périodes étudiées depuis début 1990, le coefficient multiplicateur associé est égal à 1,0152.

◆ La variable « soins d'auxiliaire médical débutant, à domicile »

Cette série correspond au salaire horaire net de charges sociales versé à une aide à domicile débutante. Il représente un coût fixe et ne prend en compte ni le paiement des frais de transports, ni celui des heures de réunions, ni les autres coûts supplémentaires éventuels. Ce salaire ne s'applique pas aux aides à domicile diplômées ou à celles possédant une certaine expérience professionnelle. À noter que la majorité des aides à domicile correspond à des activités exercées par des aides à domicile débutantes.

Ce salaire est exprimé en euros et n'est pas corrigé de l'inflation, les

observations annuelles s'étalent de 1986 et 2005 inclus, soit au total 20 observations.

Chacune de ces deux séries considérées comme représentatives de l'évolution du coût d'une personne dépendante montre la présence de racine unité ($\rho = 1$) grâce à la stratégie de Dickey Fuller. Par conséquent, on déduit que l'assureur se voit donc dans l'impossibilité de prévoir l'évolution du coût de la dépendance à long terme et donc de proposer une couverture indemnitaire.

La variable la plus fiable en termes de représentativité de l'évolution du coût d'une personne dépendante est la variable : « tarif horaire facturé au client pour la prise en charge à domicile ». En effet, celle-ci, à travers sa facturation exposée ci-avant reflète bien le coût d'une prise en charge d'une personne dépendante ; de plus c'est la variable qui comporte le plus grand nombre d'observations. Ainsi, c'est celle qui joue le rôle principal dans notre étude. Par la suite, afin de

modéliser le coût d'une personne dépendante dans une optique de prévision sur du court terme, on choisira logiquement cette variable pour effectuer cette modélisation.

■ Prévision du coût de la dépendance à court et moyen termes

Dans le paragraphe précédent, nous avons démontré que le coût d'une personne dépendante était imprévisible à long terme. Cela implique pour l'assureur de se trouver dans l'impossibilité de proposer une couverture indemnitaire contre la dépendance.

Cependant, dans ce qui suit, nous allons effectuer une prévision du coût d'une personne dépendante à court et moyen termes afin de répondre partiellement aux interrogations des assurés et des assureurs. En effet, l'incertitude du coût de la prise en charge d'une personne dépendante à court et moyen termes, vue d'aujourd'hui, peut être considérée comme peu

importante. La prévision du coût à court et moyen termes va s'appuyer sur l'ajustement d'un modèle ARMA (*Auto Regressive Moving Average*) à la série la plus représentative des deux séries à notre disposition et intitulée « coût horaire d'une personne dépendante facturé par une association spécialisée ». Ensuite, une prévision de cette série sera effectuée au-delà de nos années d'observations, c'est-à-dire à partir du second semestre 2006 jusqu'au premier semestre 2015.

◆ Définition d'un modèle ARMA

En anglais, le sigle ARMA se décompose en « AR » qui signifie auto-régressif, et « MA » qui signifie « mobil-average », soit moyenne mobile.

Un modèle ARMA est un modèle économétrique unidimensionnel avec deux composantes, une composante AR, et une composante MA. Un ARMA (p,q) : X, avec p et q entiers se présente sous la forme suivante :

$$X_t = \alpha + \delta_1 * X_{t-1} + \dots + \delta_p * X_{t-p} + \eta_t + \theta_{t-1} * \eta_{t-1} + \dots + \theta_{t-q} * \eta_{t-q}$$

Composante AR(p)
Composante MA(q)

La structure ARMA permet de représenter un grand nombre de processus économiques et financiers. Dans notre étude, la série X représentera la première série de coûts qui sera au préalable retraitée pour préparer la modélisation.

On observe bien la présence de deux composantes, la composante AR qui comporte p éléments, et la composante MA qui comporte q éléments.

La première composante AR est celle qui caractérise le plus l'évolution du processus car elle est fonction de retards relatifs à la variable elle-même, soit ici la variable coût. La deuxième composante, ou composante MA, est une fonction linéaire de différents retards relatifs au bruit.

Notre processus ARMA (p,q) est fonction de la variable elle-même retardée

entre 1 et p fois, et d'un bruit lui aussi retardé, jusqu'à q fois. Ce bruit qui représente une variable aléatoire génère notre processus : c'est à partir de la loi du bruit et des p premières valeurs de la variable étudiée que nous pouvons caractériser l'évolution de la variable coût. Le bruit, dans le cadre de notre modèle, est un bruit blanc gaussien, c'est-à-dire qu'il est de moyenne nulle, de variance constante, et suit une loi

normale. Pendant la modélisation qui sera effectuée ultérieurement, on vérifiera que les hypothèses de non-auto-corrélation et l'homoscédasticité du bruit sont respectées, en pratique l'hypothèse de normalité est rarement satisfaite.

◆ Modélisation et ajustement d'un modèle ARMA à la série « coût »

La modélisation d'un processus sous la forme ARMA (p,q) implique la recherche d'une estimation des coefficients p et q, ainsi que celle des coefficients structurels que sont les δ_i avec i compris entre 1 et p, puis les θ_j avec j compris entre 1 et q. Avant d'appliquer les règles d'identification du processus, nous devons nous assurer que la série considérée, ici la série « coût », est bien stationnaire. En effet, les coefficients seront estimés grâce à la méthode d'estimation classique des « Moindres Carré Ordinaires » ou MCO. Si la série modélisée n'était pas stationnaire, les coefficients estimés seraient de mauvaise qualité car, dans ce cas, leur estimation divergerait avec la taille de l'échantillon. Il convient donc d'abord de stationnariser la série avant la modélisation. Les séries économiques sont souvent de deux types de nature : soit elles sont stationnaires autour d'une tendance, soit elles sont différence-stationnaire. Dans le premier cas, il faudra retirer le « trend » que l'on devra déterminer, puis on modélisera la série « détrendisée » de laquelle on aura retiré la tendance. Dans le second cas, il faudra différencier la série, c'est-à-dire considérer la série : $\Delta C_t = C_t - C_{t-1}$. La série « coût » est, d'après le paragra-

phe précédent, une série avec présence d'une racine unité ; par conséquent, elle est non stationnaire. On ne se situe donc pas dans le cas de stationnarité autour d'une tendance. Comme le montre le paragraphe précédent, la série « coût » considérée est une série classée DS ou différence-stationnaire. Elle sera donc différenciée en vue de sa modélisation. La série que l'on va modéliser directement est donc :

$$\Delta C_t = C_t - C_{t-1}$$

Une technique possible d'ajustement d'un ARMA (p,q) est d'analyser le corrélogramme de la série stationnarisée.

L'analyse du corrélogramme conduit à ajuster un modèle ARMA(1,0) ou AR(1) à la série différenciée :

$$\Delta C_t = C_t - C_{t-1}$$

En effet, l'analyse des autocorrélations simples montre une sinusoïdale amortie, et celle des autocorrélations partielles indique un pic à l'ordre 1 négatif et significatif puis des retards non significatifs.

L'AR(1) qui caractérise notre série différenciée $\Delta C_t = C_t - C_{t-1}$ est par définition de la forme suivante :

$$\Delta C_t = \alpha + \delta * L(\Delta C_t) + \eta_t$$

Ici $LX_t = X_{t-1}$.

On applique ici la méthode d'estimation des MCO afin d'estimer les coefficients α et δ . À noter qu'il est important de vérifier que les résidus estimés η_t représentent bien un bruit sans autocorrélations. Cette condition est vérifiée par l'analyse du corrélogramme associé aux résidus.

L'estimation fournit le résultat suivant $\alpha = 0.3865$ et $\delta = -0.3800$.

Ces coefficients sont significatifs au regard de leurs p-values respectives,

chacune inférieure à 5 %.

Afin de disposer d'un modèle qui représente directement la série C_t , on effectue un simple calcul formel en substituant dans la dernière équation ΔC_t par $C_t - C_{t-1}$, ce qui nous amène à une équation de la forme :

$$C_t = \alpha + \delta_1 * C_{t-1} + \delta_2 * C_{t-2} + \eta_t$$

Ce modèle d'explication de la série C_t est un AR(2), soit un modèle autorégressif d'ordre 2. Ici formellement on obtient $\delta_1 = 1 + \delta$, et $\delta_2 = -\delta$, ce qui implique que notre modèle estimé se présente sous la forme suivante après introduction des valeurs de chacun des coefficients, δ_1 , δ_2 , et α :

$$C_t = 0,3865 + 0,6200 * C_{t-1} + 0,3800 * C_{t-2} + \eta_t$$

■ Évolution du coût de la prise en charge de la dépendance

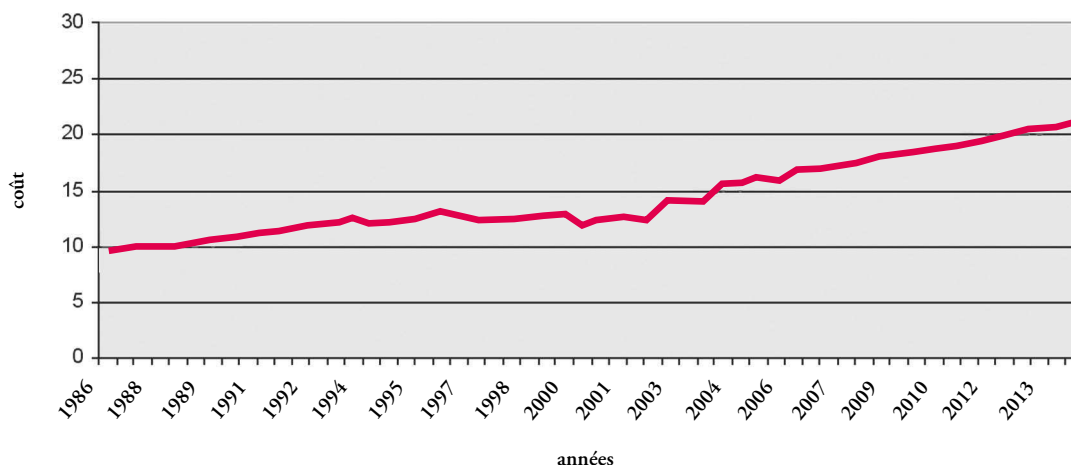
Établir une prévision à l'aide du processus AR(2) implique de prédire une série « coût » basée sur les deux derniers éléments de la série historique : fin 2005, début 2006. Mais la valeur de chacun de ces deux derniers a été redressée, notamment à 20,79 pour le dernier élément. En fait, l'heure facturée au client s'élève à 16,68 au premier semestre 2006, ce qui correspond à la valeur de ce dernier élément sur données non corrigées. Le retraitement de la série a permis la modélisation de la dynamique réelle du processus « coût ». Cependant, afin de prédire ce processus, il conviendra d'appliquer et d'initialiser le modèle

estimé à partir de l'historique de la série non retraitée. Le graphique intitulé « Évolution du coût avec données non corrigées » est établi avec l'hypothèse implicite que la structure des

charges sociales reste identique dans le futur à ce qu'elle était pendant les deux dernières observations de l'historique. Afin de présenter à l'assuré et à l'assureur l'évolution du coût d'une heure

de prise en charge, on représente ici l'évolution du coût avec données réelles, donc non corrigées.

Évolution du coût avec données non corrigées



Ce graphique représente l'évolution du coût, avec données non corrigées ou non redressées par rapport aux exonérations de charges sociales. Deux composantes, la composante historique et la composante prévisionnelle ont été juxtaposées. La composante prévisionnelle s'amorce au second semestre 2006. On observe globalement que le « coût d'une heure de prise en charge d'une personne dépendante » augmente progressivement au cours des années de manière régulière sans présenter de changement de pente important.

Afin de répondre aux interrogations des assureurs et des assurés sur la dépendance, sera effectuée une prévision des capacités de financement du dépendant pour sa prise en charge à domicile, limitée seulement au court et moyen termes. En effet, une prévision ou scénario central sur du long terme n'a

aucun sens compte tenu de l'accroissement de l'erreur de prévision avec le temps. Rappelons que la série « coût » d'une personne dépendante est non stationnaire, donc imprévisible à long terme.

Dans le paragraphe précédent a été démontré que l'approche indemnitaire était non assurable et que l'assureur n'a donc d'autre choix que d'opter pour l'approche forfaitaire. Cette dernière approche consiste à verser une rente mensuelle à l'assuré dès lors que celui-ci devient dépendant, et cela jusqu'à la fin de sa vie. Le montant de la rente, déterminé à l'avance lors de la signature du contrat entre l'assuré et l'assureur, est souvent indexé par rapport à un taux fixe considéré comme équivalent au taux d'inflation générale des prix. Cette indexation est prise en compte dans le tarif par l'assureur ; par conséquent, le montant de la cotisation

payée par l'assuré (lorsqu'il est valide) tient compte de cette indexation. Ce type de revalorisation n'est donc pas un facteur de risque pour l'assureur. Dans la pratique, lors de la tarification, l'assureur tarifie au taux technique diminué du taux d'indexation. Par exemple, si le taux technique est de 2,5 % et le taux d'indexation de 2 %, cela se passe approximativement comme si l'actuaire tarifait au taux technique égal à 2,5 % moins 2 %, soit 0,5 % (Tosetti, Weiss, Poincelin, 2003).

■ Évolution des capacités de financement de l'assuré sur du moyen terme

Il s'agit d'effectuer ici une prévision du nombre d'heures que l'assuré pourra financer sur du moyen terme s'il

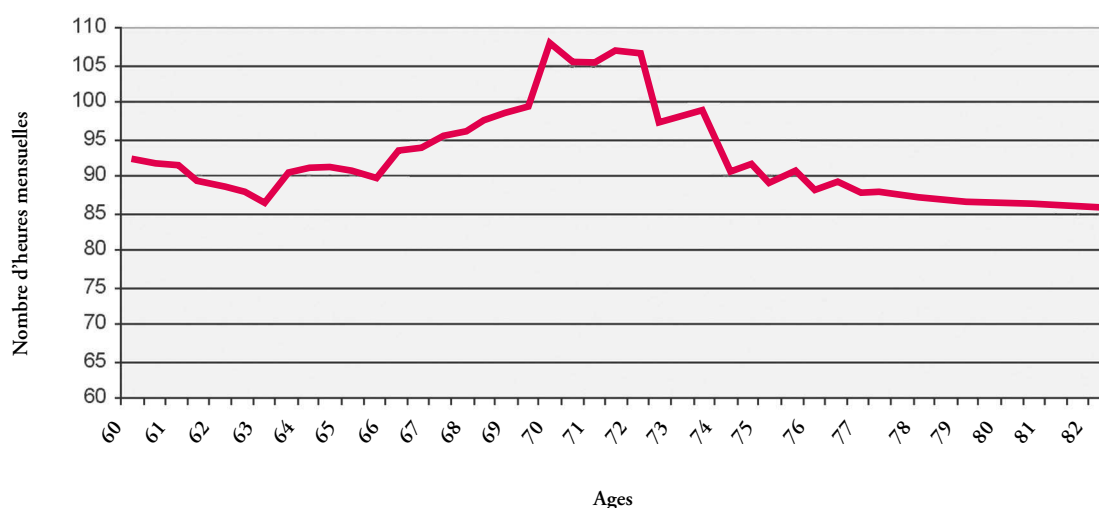
devient dépendant dans un futur peu éloigné. Les hypothèses prises en référence pour cette prévision considèrent un assuré d'âge 60 ans lors de sa souscription en 1990, qui pourrait être indemnisé par une rente dépendance à chaque instant à partir de cette date si un état d'invalidité survenait. On considère que la rente souscrite correspond à un montant de 1 000 euros par mois, en 1990, en cas de survenance immédiate de la dépendance après souscription. De plus, celle-ci est indexée sur un taux de 2,5 % par an, cela à partir de 1990 quelle que soit la date d'entrée en invalidité, de sorte

que, si l'assuré devient dépendant 10 ans après la souscription, la rente versée dans 10 ans sera revalorisée de 10 années au taux de 2,5 % par an.

Le graphique ci-après représente le nombre d'heures financées et finançables par l'assuré grâce à cette rente, pour chaque année comprise entre 1990 et 2012. L'âge de l'assuré varie donc entre 60 et 82 ans. Les points d'observation représentent des semestres. Le nombre d'heures finançable pour une année A est égal au rapport entre le montant de la rente mensuelle à la date A et le prix d'une heure de prise en charge à la même date A. Le

contrat étant signé en 1990, la première partie de la courbe relative aux âges compris entre 60 et 76 ans correspond à un historique d'heures potentiellement financées entre 1990 et 2006. On utilise le terme « potentiel » car il n'est pas nécessaire de connaître la date d'entrée en dépendance pour effectuer les calculs. La seconde partie de la courbe correspond aux heures finançables comprises entre 2006 et 2012 et représente donc une prévision. Cette prévision est basée sur le scénario central effectué précédemment avec la série « coût », grâce au modèle estimé AR(2).

Évolution du nombre d'heures financées et finançables



Interprétation du graphique :

L'âge d'entrée en dépendance partielle, si elle survient, est souvent compris entre 70 et 80 ans. Si l'on considère dans cet exemple un âge d'entrée en dépendance égal à 73 ans en 2003, avec une rente associée égale à 1 379 euros et un coût horaire de prise en charge de la dépendance de 13,91 euros, le nombre d'heures financées avoisine 99 heures par mois. D'après le graphique, ce nombre

tombe rapidement à 91,7 heures par mois à l'âge de 74 ans, en 2004, puis se stabilise en diminuant très légèrement : la première partie de cette stabilisation est historique car observée sur des données passées comprises entre 74 et 76 ans, ce qui correspond à quatre semestres consécutifs.

La seconde partie de cette stabilisation s'étale sur les années comprises entre 2006 et 2012, à partir de l'âge de 76 ans jusqu'à l'âge de 82 ans s'il est

atteint par l'assuré (c'est-à-dire sans que survienne le décès avant cet âge). À noter que cette stabilisation prévisionnelle à moyen terme est induite par deux facteurs : le premier correspond à la stabilisation de l'historique et le second correspond au modèle lui-même. Le résultat de la combinaison de ces deux facteurs nous amène à penser que le nombre d'heures finançables, par mois et pour une année considérée, relatif à la prise en charge d'une personne dépendante,

ne va pas brutalement chuter à court ou moyen terme.

Par conséquent, on peut donc avancer que l'approche forfaitaire proposée à l'assuré par l'assureur, sous condition d'assurabilité relative au problème de l'évolution de la fréquence du risque, ne déstabilise pas l'assuré dans la gestion de ses heures de prise en charge relatives à son état de dépendance ; cela seulement dans le cadre d'une vision à moyen terme.

Cette conclusion s'inscrit dans le contexte où l'on fait implicitement l'hypothèse que les paramètres de la structure des charges sociales resteront identiques dans le futur à ce qu'ils étaient pendant les deux dernières observations de l'historique. Cette hypothèse est la conséquence de la présence de deux retards dans notre modèle. La prévision est effectuée avec une structure de charges, en termes de paramètres, identique à celle en vigueur au second semestre 2005 et au premier semestre 2006.

■ Conclusion

L'approche indemnitaire de l'assurance dépendance présente donc, sous les hypothèses considérées, les mêmes difficultés qu'aux États-Unis dans la mesure où l'assureur ne peut définir à long terme l'évolution du coût d'une personne dépendante.

Cette conclusion va dans le sens de celle de David Cutler qui a étudié le problème de l'assurabilité du risque dépendance sur des variables de santé américaines. Dans sa démonstration, Cutler faisait de ce **problème d'assurabilité** une source indirecte du faible

développement du marché américain de l'assurance dépendance.

Or, nous constatons que nous obtenons des résultats similaires à partir des données françaises fournies par une association spécialisée dans la prise en charge de la dépendance. Pourtant, le marché de l'assurance dépendance semble pour l'instant beaucoup plus dynamique en France qu'aux États-Unis, même s'il reste faiblement développé par rapport à certains marchés comme celui de la santé. Il semble donc que les difficultés d'assurabilité posées par ce nouveau risque ne peuvent représenter une cause indirecte du faible développement du marché américain. Derrière cet argument de l'assurabilité comme source de problème, se cache vraisemblablement une différence dans la nature de la complémentarité entre assurance sociale et assurance privée qui n'est pas la même de part et d'autre de l'Atlantique. En effet, aux États-Unis existent, de par la réglementation, des effets de substitution entre assurance privée et assurance publique, contrairement à la France ; cela rend moins attractifs les produits d'assurance dépendance pour un Américain.

Si l'on considère que l'approche pseudo-indemnitaire n'est pas retenue en France pour les raisons évoquées en introduction, l'assureur n'a d'autre choix que de proposer à l'assuré une couverture assurantielle basée sur l'approche forfaitaire.

L'approche forfaitaire consiste, en cas de survenance d'un état d'invalidité, à verser à l'assuré une rente mensuelle dont le montant est fixé à l'avance lors de la signature du contrat. Cette rente

est souvent indexée par rapport à un taux proche du taux d'inflation générale des prix anticipée pour les années à venir. L'assuré utilise ainsi cette rente pour financer ses heures de prise en charge relatives à son état de dépendance.

Cette étude démontre que, malgré l'imprévisibilité du coût des soins à long terme, on peut raisonnablement penser, sous réserve d'assurabilité de l'approche forfaitaire, que celle-ci permettra à l'assuré, **sur les court et moyen termes**, en se positionnant à la date d'aujourd'hui, de gérer correctement le financement de sa prise en charge contre la dépendance.

Bibliographie

CUTLER David, « Why doesn't market fully insure long term care ? », *NBER*, mars, 1993.

GOURIEROUX Christian, MONFORT Alain, *Séries temporelles et modèles économétriques*, ECONOMICA, 1996, p 535-542.

HAMILTON James, *Time series analysis*, PRINCETON, 1994, p 516-527.

PAULY Mark, « The rational nonpurchase of long term care insurance », *Journal of Political Economy*, 1993.

SCANLON William, « Long-term care financing reform : possible directions », *Journal of Economic Perspectives*, 1992.

TOSETTI Alain, WEISS François, POINCELIN Thierry, *Les outils de l'actuariat vie*, ECONOMICA, 2003, p 37-39.